

El coeficiente de ajuste parcial de los precios en el modelo de Gordon. Aplicación al caso español.*

Laura Arlegui
M^a Montserrat Domingo
Anna Tarrach

*Departamento de Fundamentos del Análisis Económico
Universidad de Valladolid
Avda. Valle Esgueva, 6
47011 - Valladolid*

En un artículo publicado en 1981¹ GORDON hace un repaso a la literatura existente sobre el tema del ajuste de precios. Tras la revisión observa la necesidad de introducir elementos teóricos adicionales que contribuyan a explicar la variedad de respuestas de los precios frente a cambios nominales de la demanda, observados a lo largo del tiempo y en diferentes países.

Lo que GORDON pone de relieve es el importante papel de las expectativas en la formación de los precios. Introduce el factor coste esperado que abre nuevas posibilidades en la explicación de las diferencias observadas en la respuesta de los precios ante cambios en la demanda.

* Las autoras agradecen los valiosos comentarios y sugerencias de José Antonio García Durán.

1. "Output Fluctuations and Gradual Price Adjustment", *Journal of Economic Literature* (junio 1981).

La lectura del artículo de GORDON nos hizo pensar en la conveniencia de realizar un cálculo como el suyo con datos de la economía española. La elevada inflación española de los setenta tenía que implicar un mayor coeficiente de ajuste de los precios a la demanda.

Se trata de estimar el coeficiente de ajuste de los precios, a partir de la siguiente expresión:

$$p = \alpha \hat{y}$$

donde p es el nivel de precios, \hat{y} la desviación del output real respecto a la tendencia y α la proporción de variación de los precios respecto a las variaciones del output, así como comprobar que en los casos en que el componente agregado de la variabilidad de la demanda nominal y del coste sea muy grande (como ocurre en periodos de inflación elevada), el coeficiente de ajuste se aproximaría a la unidad, dado que el peso de la variabilidad local en el conjunto de la variabilidad local y agregada, tanto en la demanda como en el coste, sería muy reducido. Es decir, α se aproximaría a la unidad porque Φ y Θ se acercan a cero².

Se obtuvo dicho coeficiente, regresando la tasa de variación de precios sobre la variación nominal del PIB ajustado, entendido éste como la variación nominal del PIB, a la cual se le deduce la tendencia de la variación real del mismo.

La introducción de retardos, sobre la que haremos referencia posteriormente, se explica porque en los casos de inflación elevada, éstos tendrán que ser menores.

LAS VARIABLES Y LOS DATOS

La variable dependiente de la regresión es la variación trimestral de los precios³. Las variables explicativas, dado nuestro interés por estimar el coeficiente de ajuste (α), son la variación nominal del PIB trimestralizado (a la cual

2. $\Phi = (\text{componente local variación ingresos}) / (\text{componente local} + \text{componente agregado variación ingresos})$.

$\Theta = (\text{componente local variación costes}) / (\text{componente local} + \text{componente agregado variación costes})$.

3. Aunque hubiéramos preferido utilizar el deflactor del PIB, se ha utilizado el IPC dada la necesidad de disponer de datos trimestrales.

le hemos deducido la tendencia del PIB real) y siete retardos de la misma variable, con la finalidad de estudiar los coeficientes de ajuste de los precios corrientes ante variaciones monetarias del PIB en periodos anteriores.

Para simplificar la presentación, otras variables que juegan un papel en el proceso de inflación han sido omitidas.

El periodo estudiado, dado que se trata de un análisis de series temporales, es de 20 años. Concretamente de 1965 a 1984, lo que supone disponer de 80 datos. Ahora bien, ya que en la regresión las variables que se utilizan son variaciones, al hacer el cálculo de éstas perdemos la observación del primer trimestre de 1965; y, si añadimos siete retardos, el número de observaciones se reduce a 72.

Los datos de IPC (serie homogénea), fueron obtenidos del INE. Los que se refieren al PIB real, del Banco de España⁴. La información obtenida aparece en los gráficos 1 y 2.

ESTIMACIÓN

La estimación se hizo por mínimos cuadrados ordinarios.

La matriz de correlaciones simples del cuadro 1 no muestra una evidencia clara que nos lleve a eliminar los retardos. Sólo un determinante próximo a uno supondría una multicolinealidad casi perfecta. Además, el coeficiente de determinación (R^2) es superior en las regresiones múltiples, es decir, las que incluyen los retardos de la variación nominal del PIB. Y el error estándar de la variable dependiente es menor en este último caso, por lo que se puede deducir que en las regresiones simples se omitían variables relevantes.

De todos modos, la existencia de cierta multicolinealidad conduce a la obtención de unos estimadores (aunque insesgados y de varianza óptima) de varianza superior y, por tanto el estadístico t es menor.

Como puede observarse en el cuadro 2, se han hecho tres regresiones: una para todo el período y otras dos para los siguientes subperíodos: 1967-74 y 1975-84 (con 32 y 40 observaciones respectivamente), en cuyo análisis nos centramos con el fin de comprobar la modelización de GORDON. El primero de ellos se caracteriza por ser una etapa de crecimiento y precios relativamente estables, mientras que el segundo subperíodo es el típico de una situación inflacionaria. La tasa de crecimiento trimestral del PIB potencial real ha sido respectivamente 1.6, 0.43 y 1.01 para el conjunto del período.

4. Ricardo SANZ, "Trimestralización del PIB por ramas de actividad, 1964-1984".

LOS RESULTADOS

En conjunto, y para las tres estimaciones, las *F* altas (35.9; 12.3 y 6.6) permiten validar el modelo.

La existencia de multicolinealidad tal como hemos comentado anteriormente conduce al rechazo de la significatividad de algunos coeficientes.

Para el periodo 1967-74 el coeficiente de ajuste del primer trimestre es de 0.68, y para el periodo 1975-84 es de 0.92, muy próximo a la unidad, lo cual es consistente con la tesis de GORDON ya que entre 1975 y 1984 la inflación en España alcanza niveles muy elevados. Y esto supone un componente agregado lo suficientemente elevado como para que los ratios entre variabilidad local y variabilidad total (local y agregada) en demanda y costes (Φ y Θ) se acerquen a cero y α sea próxima a la unidad.

Por otro lado, los ajustes en posteriores trimestres, además de ser estadísticamente poco significativos, son pequeños, es decir, no se producen prácticamente retrasos en el ajuste de precios. En el segundo período estimado estos retardos son todavía menores que en el primero. Este resultado también es consistente con la tesis de GORDON. La razón hay que buscarla en la formación de expectativas de precios.

Dado que la inflación había alcanzado cotas elevadas, los agentes económicos habían adquirido la experiencia suficiente para formar sus opiniones sobre la magnitud esperada de las variaciones agregadas (ya que de las locales tienen un conocimiento directo).

El hecho de que el segundo periodo sea de inflación alta pero decreciente, mientras que de 1967 a 1974 la inflación fue creciente, explica seguramente las diferencias de ajuste bianual. Hay más resistencias a frenar la inflación que a seguirla.

La primera de las diferencias entre los resultados de Estados Unidos y España es el mayor coeficiente de ajuste que se obtiene para ésta en el primer trimestre para los dos periodos: 0.68 y 0.92, mientras que GORDON obtiene unos coeficientes de ajuste como 0.219, 0.260, 0.149 o, en el periodo posterior a la Primera Guerra Mundial, 0.406. La segunda diferencia es que en el caso de Estados Unidos los retrasos en el ajuste son importantes principalmente en los otros tres trimestres del primer año. Como la inflación es más baja que en España, el ajuste es más lento.

Table 1

RESPUESTA DEL CAMBIO DE PRECIOS ANTE VARIACIONES
 DEL YRS NOM. ANUAL

YRS NOM. ANUAL (YRS NOM. ANUAL) (YRS NOM. ANUAL)

Cuadro 1

MATRIZ DE CORRELACIONES

	PO	P1	P2	P3	P4	P5	P6	P7
PO	1.00	0.46	0.54	0.49	0.42	0.29	0.36	0.19
P1		1.00	0.46	0.53	0.51	0.43	0.28	0.35
P2			1.00	0.45	0.53	0.50	0.44	0.28
P3				1.00	0.46	0.54	0.49	0.43
P4					1.00	0.45	0.56	0.49
P5						1.00	0.45	0.56
P6							1.00	0.44
P7								0.44

Tabla 1

**RESPUESTA DEL CAMBIO DE PRECIOS ANTE VARIACIONES
DEL PIB NOM. AJUSTADO**

Variable dependiente: variaciones del IPC trimestral, en tasa anual.

Variables explicativas	1967-84	1967-74	1975-84	Gordon 1954-79
1. Constante	- 0,76	- 1,11	0,84	1,16
2. Variación PIBn ajustado (VPIBn)				
a. VPIBn	0,84 (10,50)	0,68 (5,67)	0,92 (15,33)	0,22 (4,81)
b. VPIBn (-1)	- 0,07 (0,88)	- 0,15 (1,25)	- 0,06 (1,00)	0,08 (1,54)
c. VPIBn (-2)	- 0,01 (0,13)	- 0,02 (0,15)	- 0,11 (1,83)	0,06 (1,18)
d. VPIBn (-3)	0,06 (0,67)	0,10 (0,77)	- 0,02 (0,33)	0,09 (1,77)
e. VPIBn (-4)	0,04 (0,44)	0,13 (1,00)	0,04 (0,57)	0,10 (2,11)
f. VPIBn (-5)	0,08 (0,89)	0,10 (0,71)	0,13 (1,86)	0,09 (1,91)
g. VPIBn (-6)	0,16 (2,00)	0,17 (1,21)	0,08 (1,33)	0,09 (1,29)
h. VPIBn (-7)	0,17 (2,13)	0,29 (2,07)	- 0,07 (1,17)	0,08 (1,72)
3. Resumen anual VPIBn				
a. Primer año	0,82	0,61	0,73	0,44
b. Segundo año	0,45	0,69	0,18	0,36
4. R	0,82	0,81	0,93	0,69
5. Error estándar	0,08	0,12	0,06	1,58
6. Número de observ. (T)	72,00	32,00	40,00	104,00
7. F (8, T-9)	35,87	12,26	6,64	Nc

Nota: las cifras que aparecen entre paréntesis son los estadísticos t.

Gráfico 1: Variación IPC-PIB Real. 1965 - 1984.

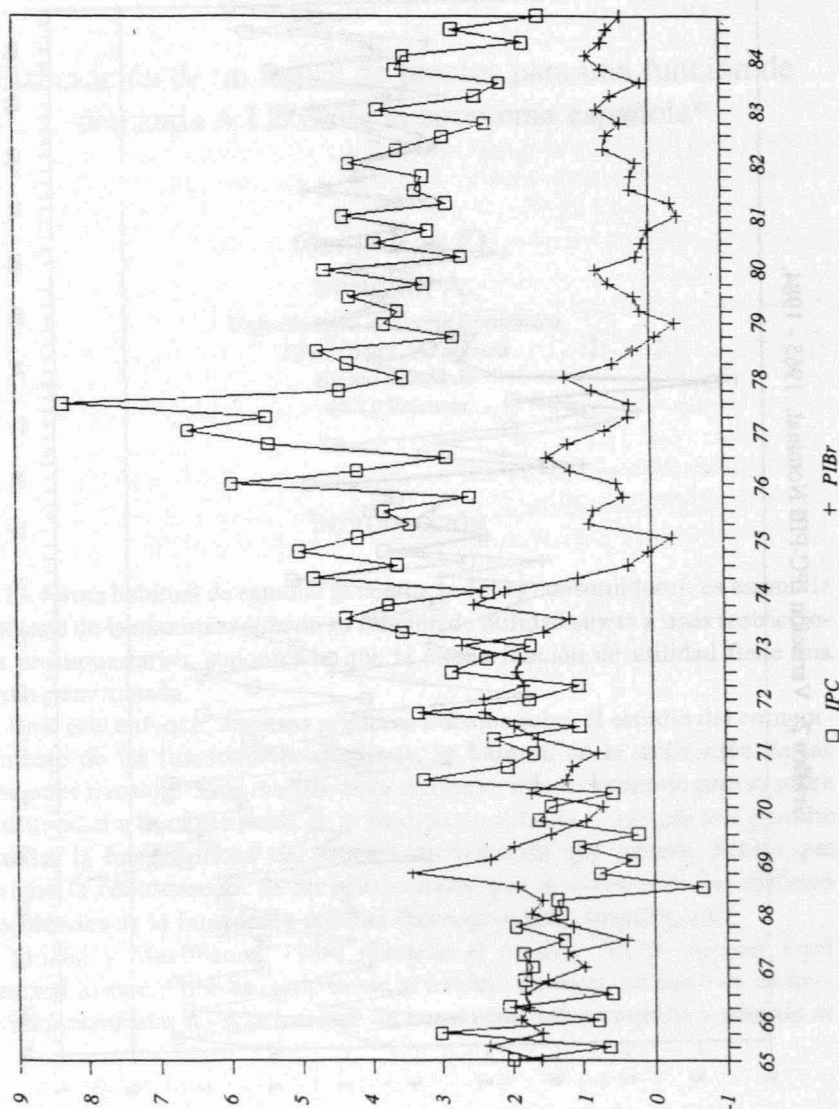


Gráfico 2: Variación IPC-PIB Nominal. 1965 - 1984.

